経済学研究 34-3
北海道大学 1984. 12

期待所得とその形成仮説の検定*

加藤　晃

1. 序

この研究の目的は，経済主体のいだく所得についての期待（あるいは予想）が，いかなる形成仮説に従って形成されているかを，統計的に検定することにある。具体的には，昭和48年から昭和51年までの，いわゆるスタグフレーション期を含む七年間について，我国の，各世帯がいだく実質可処分所得のむこう1年間に渡る平均的な成長率（年率）に対する期待が，いかなる形成仮説に従って形成されていたかを，統計的に検定する。

ところで，期待インフレ率に関する形成仮説の検定は，広くおこなわれてきている。しかし，期待所得に関する検定は，従来，おこなわれてきていないので，期待所得についても，同様に，検定をおこなってみることは，大変興味深い。

しかし，期待所得なる変数は，通常，観測不能な変数であるので，従来，その形成仮説について検定することができなかった。これは，期待インフレ率についても，全く同様であった。

そこで考えられたのが，いわゆるサーベイ・データの利用である。サーベイ・データには，大別して，二つの種類がある。今，インフレ率を例にとれば，一つは，将来のインフレ率の水準をパーセントで答えさせる，いわば，定量的サーベイ・データであり，他は，将来のインフレ率が，現在のインフレ率と比べて，「上昇する」か，「変わらない」か，「下落する」かを予想させる，いわば，定性的サーベイ・データである。

Turnovsky [3] は，定量的サーベイ・データから，期待インフレ率に関する形成仮説の検定を，アメリカについておこなった。また，Carlson=Parkin [1] は，定性的サーベイ・データを，定量的サーベイ・データに変換し，イギリスについて，検定をおこなった。これらを受けて，日本においても，豊田 [4] が，Carlson=Parkin の方法によって，データを変換し，検定をおこなった。

これらの研究をふまえた上で，我々は，経済主体のいだく所得についての期待が，いかなる形成仮説に従って形成されているかを，Carlson=Parkin の方法によって，定性的サーベイ・データを定量的サーベイ・データに変換し，検定する。

サーベイ・データとしては，経済企画庁調査局による『家計消費の動向』を利用する[1]。なお，その「調査の範囲と調査の客体」によれば，この調査は，全国の普通世帯のうちから単身者世帯及び外国人世帯を除いた約2,700万世帯を対象として，3段抽出法（市町村，単位区，世帯）により選定した309市町村の499単位区から抽出した5,837世帯を調査世帯とした，とある。

以下においては，第2節で，Carlson=Parkin の方法により，経済主体のいだく所得に関する期待を求める。続いて，第3節では，代表的

* 小林教授をはじめとして，この研究を指導された永田助教授，コメントをいただいた編集委員の今泉助教授に記して感謝を申し上げます。もとより，ありうべき誤りは，すべて筆者の責任であります。

1) 経済企画庁調査局編『家計消費の動向（昭和57年版）』（東京　大蔵省印刷局，1983年3月）

な期待形成仮説について，F 検定を試みる。なお，そこで，我々は，2種類のトレンドを含む適応的期待形成仮説を提案する。そして，第4節において，我々は，前節の検定の結果を受けて，経済主体のいだく所得に関する期待が，いかなる形成仮説に従って形成されているかを結論する。

なお，推定期間は，サーベイ・データの制約により，昭和47年第3四半期より，昭和54年第2四半期までの七年間，28四半期とした。

2. 期 待 所 得

我々は，サーベイ・データとして，『家計消費の動向』を利用すると述べたが，より具体的には，その「消費者の意識」における，全世帯（専業農家，兼業農家，勤労者世帯，個人営業，その他世帯）を対象とする「(今後一年間の) 暮らし向き」というアンケートを利用する[2)]。このアンケートは，毎年，3月，6月，9月，12月末日現在において実施されており，「今後1年間にお宅の暮らし向きは，良くなると思いますか」という質問に対して，「良くなる」,「変わらない」,「悪くなる」という三つの解答の中から一つを選ぶ，いわゆる三者択一形式の，定性的サーベイ・データである。そこで，以下においては，これを，各世帯が，実質可処分所得のむこう一年間に渡る平均的な成長率（年率）が，現在の実質可処分所得の成長率（年率）と比べて，「上昇する」,「変わらない」, あるいは「下落する」と解答したと解釈する。なぜ，ここで，一年後の成長率と解釈せずに，むこう一年間に渡る平均的な成長率と解釈するかといえば，アンケートが,「一年後の」と各世帯に質問せずに，「一年間の」と質問しているからである。

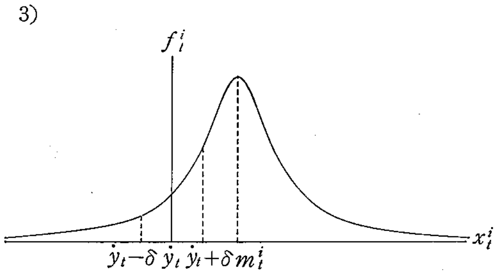
さて，我々は，今述べた定性的データを，定量的データに変換しなければならない。そこで，我々は，Carlson＝Parkin の方法に従って，これをおこなうことにする。

今，第 t 四半期において，第 i 世帯は，実質可処分所得のむこう一年間に渡る平均的な成長率 x_t^i について，主観的確率分布 f_t^i を有しているとする。そしてこれが，現在の実質可処分所得の成長率 $\dot{y}_t$ と比べて「上昇する」か,「変わらない」か,「下落する」かを判断する。このときいわゆる弁別閾 (difference liemen) が存在するとする。なお，これは，すべての四半期，すべての世帯に対して，δ（定数）であるとする。つまり，実質可処分所得のむこう一年間に渡る成長率が現在の実質可処分所得の成長率に弁別閾を加えた水準以上である主観的確率が，$1/2$を上回る時,「暮らし向き」が,「上昇する」と答えるのである。同様に,「暮らし向き」が「下落する」と答える時，x_t^i が，$\dot{y}_t$ から弁別閾 δ を減じた水準以下である主観的率が，$1/2$ を上回るのである。また，それ以外の時（x_t^i が $\dot{y}_t$ とあまり変らないと予想される場合，主観的確率分布の分散が大きい場合が考えられる),「変らない」と答えることに成る。この判断の仕方は，実は，主観的確率分布の中位数（x_t^i がそれ以上である確率が，それ以下となる確率と同じく $1/2$ となる点）m_t^i と $\dot{y}_t-\delta$, $\dot{y}_t+\delta$ との大小を見ることに他ならない[3)]。

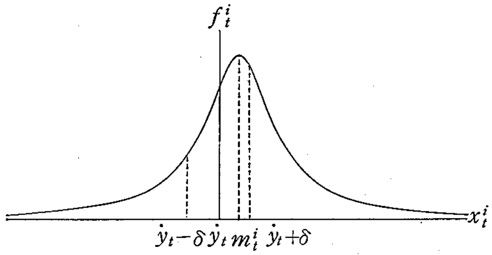
---

2) 経済企画庁調査局編『経済白書（昭和56年版)』（東京　大蔵省印刷局，1981年9月）395頁参照。

3)



「上昇する」



「変わらない」

さて，主観的確率分布は各世帯毎に異るであろうから，m_t^i も各世帯毎に異るであろう。ここで，$i=1,\ldots,N$とし，$\{m_t^i\}$を，期待値 ${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ 分散 σ_t^2 を有する正規分布からの大きさ N の標本と見なすことにする。この確率変数を m_t で示すことにする。

今，第 t 四半期において，「上昇する」と解答した世帯数の全世帯数に対する割合を A_t で表わし，「下落する」と解答した割合を B_t,「変わらない」と解答した割合を C_t で各々表わすとすると，$N\to\infty$で，大数の法則より，以下が成立する。

(1) $A_t=Pr(\dot{y}_t+\delta\leqq m_t)$

(2) $B_t=Pr(m_t\leqq\dot{y}_t-\delta)$

(3) $C_t=Pr(\dot{y}_t-\delta<m_t<\dot{y}_t+\delta)$

ここで，Pr は，各事象の確率を表わす。

さて，今，m_t, $\dot{y}_t+\delta$, $\dot{y}_t-\delta$ を標準化すれば，

(4) $$z_t=\frac{m_t-{}_{t+4}\dot{y}_t^e}{\sigma_t}$$

(5) $$a_t=\frac{(\dot{y}_t+\delta)-{}_{t+4}\dot{y}_t^e}{\sigma_t}$$

(6) $$b_t=\frac{(\dot{y}_t-\delta)-{}_{t+4}\dot{y}_t^e}{\sigma_t}$$

とおいて，(1)，(2) は，

(7) $A_t=Pr(a_t\leqq z_t)$

(8) $B_t=Pr(z_t\leqq b_t)$

と表わされる。ここで，仮定より，z_t の確率分布は，$N(0,\ 1)$ なる標準正規分布である。よって，A_t と B_t は，すでに，アンケートより得られているので，数値表より，a_t と b_t を得ることができる。なお，(1) 式，(2) 式のみを用いて，(3) 式を用いないのは，(1)，(2)，(3) 式の両辺どうしの和は，共に1と成り，それらは，互いに独立でないからである。故に，(3) 式は redundant と成る。

次に，(5) と (6) から σ_t を消去し，${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ について解けば，

(9) $${}_{t+4}\dot{y}_t^e=\dot{y}_t-\delta\frac{(a_t+b_t)}{(a_t-b_t)}$$

を得ることができる。ここで，δ について，以下のことを仮定する。つまり，${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ の推定期間 $(t=1,\ldots,T)$ における平均値は，実質可処分所得のむこう一年間に渡る平均的な成長率の推定期間における平均値と等しい。つまり，

(10) $$\sum_{t=1}^{T}{}_{t+4}\dot{y}_t^e=\frac{\sum_{t=1}^{T}(\dot{y}_{t+1}+\dot{y}_{t+2}+\dot{y}_{t+3}+\dot{y}_{t+4})}{4}$$

(9)，(10) より，スケール・パラメーター δ は，

(11) $$\delta=\frac{4\dot{y}_t+3\dot{y}_2+2\dot{y}_3+\dot{y}_4-4\dot{y}_{t+1}-3\dot{y}_{t+2}-2\dot{y}_{t+3}-\dot{y}_{t+4}}{4\sum_{t=1}^{T}\left(\dfrac{a_t+b_t}{a_t-b_t}\right)}$$

と成る。なお，全世帯について，δ は，0.00587と成った。ここで，この値を (9) に代入すると，${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ は，a_t, b_t と $\dot{y}_t$ によって表わされる。即ち，$\{A_t, B_t\}$ の系列から $\{a_t, b_t\}$ の系列が得られ，$\{\dot{y}_t\}$ の系列と合わせて，${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ を得ることができる。よって，この式によって定義される ${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ を，我々は，第 t 四半期における，各世帯の実質可処分所得のむこう一年間に渡る平均的な成長率（年率）についての期待と定義する。以下においては，簡単化の為に，これを，t 期における家計の期待所得と呼ぶことにする。

第一図は，${}_{t+4}\dot{y}_t^e$ と，実質可処分所得の過去一年間に渡る平均的な成長率 $\dot{\bar{y}}_t$（つまり，$\dot{\bar{y}}_t\equiv(\dot{y}_t+\dot{y}_{t-1}+\dot{y}_{t-2}+\dot{y}_{t-3})/4$）とをプロットしたものである。それによれば，期待形成に遅れ (lag) のあることが，大変良く分かる。

なお，実質可処分所得は，四半期，季節調整済み（8ヶ月移動平均）の可処分所得を，四半期，季節調整済み（8ヶ月移動平均）の消費者物価指数（総合・全国）により除して得た[4)]。

3. 期待形成仮説の検定

I 外挿的期待形成仮説 (i)

4) 経済企画庁経済研究所編『国民経済計算年報（昭和58年版）』（東京　大蔵省印刷局，1983年3月）。経済企画庁調査局編『経済変動観測資料年報（昭和56年版）』（東京　大蔵省印刷局，1981年7月）

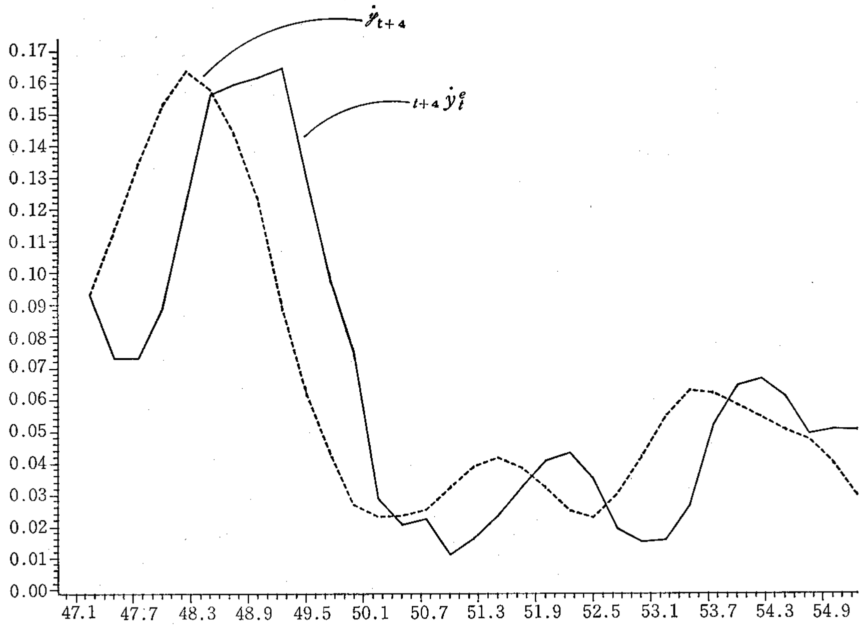


図1 ${}_{t+4}\dot{y}^e_t$ と $\dot{y}_{t+4}$

t 期における家計の期待所得が，外挿的期待形成仮説に従って形成されているとすると，それは，(12) 式の様に示される。また，その対立仮説として (13) 式を想定する。

(12) ${}_{t+4}\dot{y}^e_t=\dot{y}_t+\lambda(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})+\varepsilon_t$

(13) ${}_{t+4}\dot{y}^e_t=\alpha_0+\alpha_1\dot{y}_t+\alpha_2(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})+\varepsilon'_t$

ここで，前者は，制約のあるケースの推定方程式を，後者は，制約のないケースの推定方程式を各々表わすと考えられる。また，ε_t は，制約のあるケースの誤差項を，ε'_t は，制約のないケースの誤差項を各々表わすとする。つまり，対立仮説においては，期待所得が，実績値とそのトレンドによって一次に説明されるが，外挿的期待形成仮説 (i) においては，実績値がそのトレンドによって修正されたものによって期待所得が形成されると考えるのである。従って，帰無仮説 H_0 は，

(14) H_0: $\alpha_0=0$, $\alpha_1=1$

と成る。

我々は，帰無仮説を F 検定により検定するが，ここで，F 検定統計量は，以下の様に示される。

$$F=\frac{(SSR-SSR')/r}{SSR'/f}$$

ここで，SSR は制約のあるケースの残差平方和を表わし，SSR' は，制約のないケースの残差平方和，r は，制約の数，f は，制約のないケースの自由度を，各々表わすとする。

以下の検定においては，まず，一般的に，最小二乗法 (OLS) により，推定をおこなうが，系列相関係数が，0 であるという帰無仮説が，Durbin＝Watson 統計量 (DW) から，棄却されれば，誤差項に，一階の自己回帰過程 (Markov process) を仮定し，いわゆる Cochrane＝Orcutt の反復法により，系列相関係数の推定値を求めることにする。しかし，そこにおいては，F 検定は，必ずしも妥当なものではない。なぜならば，SSR を得る為の推定方程式の系列相関係数 ρ と，SSR' を得る為の推定方程式の系列相関係数 ρ' が，等しくなければならないが，これは，一般に満たされないからである。そこでその様なケースにおいては，各々の系列相関係数の推定値と，その標準偏差を考慮した上で，第一のケースとして，もし，両者の系列相関係

数の推定値が，ほとんど等しいならば，両者の系列相関係数の，理論値が与えられているとして，そのまま検定する。第二のケースとして，もし，両者の系列相関係数が，全く異なるならば，F 検定として，asymptotic（漸近的）F 検定を想定して，そのまま検定する。しかし，このF 検定の妥当性は，他の２つのケースのそれに比べて劣る。そして，第三のケースとして，両者の中間のケースにおいては，各々の系列相関係数の推定値の平均値を両者の系列相関係数の理論値と仮定して，推定をやり直し，検定する。さらに，推定方程式が，定数項を有していないケースについては，DW を得る為に，定数項を含む推定方程式を，別に推定する。また，その様なケースにおいては，alternative R^2（代替的な決定係数）を求める。なお，これは，以下の様に示される。

$$\text{alternative } R^2 = 1 - \frac{{}^{t}\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t}{{}^{t}_{t+4}\dot{y}^e_t \, {}_{t+4}\dot{y}^e_t}$$

ここで，$\hat{\varepsilon}_t$ は，残差を示す。

外挿的期待形成仮説 (i) の推定結果は，表一の様に成った。OLS によれば，制約のあるケースの DW は，0.375，制約のないケースの DW は，0.411 と成り，$\rho, \rho'=0$ は，有意水準１％で，棄却された。従って，iteration をおこなった所，$\hat{\rho}$ は，0.816，その標準偏差は，0.109，$\hat{\rho}'$ は，0.702，その標準偏差は，0.135 と成ったので，第三のケースとして，$\rho, \rho'=0.759$ と仮定して，推定をやり直し，検定した。なお，$\hat{}$ は推定値を表わす。推定結果によれば，F 検定統計量は，1.48 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準５％で受容され，R^2 も良好であった。従って，我々は，外挿的期待形成仮説 (i) は，成立していると結論する。

II 外挿的期待形成仮説 (ii)

もう一つの外挿的期待形成仮説とその対立仮説は，以下の様に示される。

$$(15) \quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = \dot{y}_t + \lambda_1(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}) + \lambda_2(\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-2}) + \lambda_3(\dot{y}_{t-2} - \dot{y}_{t-3}) + \lambda_4(\dot{y}_{t-3} - \dot{y}_{t-4}) + \varepsilon_t$$

$$(16) \quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = \beta_0 + \beta_1\dot{y}_t + \beta_2(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}) + \beta_3(\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-2}) + \beta_4(\dot{y}_{t-2} - \dot{y}_{t-3}) + \beta_5(\dot{y}_{t-3} - \dot{y}_{t-4}) + \varepsilon_t'$$

すなわち，対立仮説においては，期待所得は，実績値と，$\dot{y}_t$ から $\dot{y}_{t-3}$ までのトレンドによって一次に説明されるが，外挿的期待形成仮説 (ii) においては，実績値が，$\dot{y}_t$ から $\dot{y}_{t-3}$ までのトレンドによって，修正されたものによって，期待所得が形成されると考えるのである。よって，帰無仮説は，

$$(17) \quad H_0: \beta_0=0, \ \beta_1=1$$

と成る。OLS によると，制約のあるケースの DW は，0.664，ないケースの DW は，0.774 と成り，$\rho, \rho'=0$ は，有意水準１％で棄却された。そこで，iteration をおこなうと，$\hat{\rho}$ は，0.991，その標準偏差は，0.0251，$\hat{\rho}'$ は，0.668 その標準偏差は，0.141 と成ったので，asymptotic F 検定として，そのまま検定した。その結果，F 検定統計量は，1.66 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準５％で受容され，R^2 もきわめて良好であった。また，$\rho_{-1}=0$ は，有意水準５％で受容され，$\dot{y}_t$ から $\dot{y}_{t-2}$ までのトレンドも，有意水準１％で有意であった。従って，外挿的期待形成仮説 (ii) も，成立していると結論する。

III コイック型分布ラグモデル

最も代表的な分布ラグモデルであるコイック型分布ラグモデルは，次の様に示される。

$$(18) \quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = W(L)\dot{y}_t + U_t$$

$$W(L) = \frac{\lambda}{1-\{(1-\lambda)L^4\}}$$

$$U_t = \frac{1}{1-\{(1-\lambda)L^4\}}\varepsilon_t$$

$$0<\lambda<2$$

なお，Lは，ラグ・オペレーター，$W(L)$ は，ラグ母関数（lag generating function）を各々表わす。コイック変換により，(18) 式は，(19) 式に書き換えることができる。逆に，(19) 式は，$0<\lambda<2$ の下で，容易に，(18) 式に書き換えることができる。従って，コイック型分布ラグモデルは，(19) 式によって表現することがで

きる。また，その対立仮説として，(20) 式を想定する。

(19)　$_{t+4}\dot{y}^e_t = {}_t\dot{y}^e_{t-4} + \lambda(\dot{y}_t - {}_t\dot{y}^e_{t-4}) + \varepsilon_t$

$0<\lambda<2$

(20)　$_{t+4}\dot{y}^e_t = \alpha_0 + \alpha_{1t}\dot{y}^e_{t-4} + \alpha_2\dot{y}_t + \varepsilon'_t$

従って，帰無仮説は，

(21)　H_0: $\alpha_0=0$, $\alpha_1+\alpha_2=1$

と成る。

ところで，(19) 式の収束条件は，$0<\lambda<2$ である。$0<\lambda<1$ のケースは，最も代表的な期待形成仮説として広く知られる適応的期待形成仮説であり，$\lambda=1$ のケースは，いわゆる静学的期待形成仮説である。そして，$1<\lambda<2$ のケースは，過度反応的期待形成仮説 (overreactionary expectation hypothesis) と成る[5)]。

さらに，(19) 式は，以下の様に書き換えることができる。

(22)　$_{t+4}\dot{y}^e_t = \sum_{i=0}^{\infty}[\lambda(1-\lambda)^i L^{4i}\dot{y}_t + (1-\lambda)^i L^{4i}\varepsilon_t]$

$0<\lambda<2$

適応的期待形成仮説においては，$0<\lambda(1-\lambda)^i<<1$, $\lim_{i\to\infty}\lambda(1-\lambda)^i=0$, $\sum_{i=0}^{\infty}\lambda(1-\lambda)^i=1$ より，非確率的パートのウエイトは，幾可級数的に単調に収束する。また，静学的期待形成仮説においては，今期のウエイトが1と成り，過去のウエイトが0と成る。そして，過度反応的期待形成仮説においては，i が奇数の時，$\lambda(1-\lambda)^i<0$, i が偶数の時，$\lambda(1-\lambda)^i>0$, かつ，$\lim_{i\to\infty}\lambda(1-\lambda)^i=0$, $\sum_{i=0}^{\infty}\lambda(1-\lambda)^i=1$ より，非確率的パートのウエイトは，正負に振動しながら収束する[6)]。

さて，OLS によれば，制約のあるケースの DWは，0.570，ないケースの DW は，0.718 と成り，$\rho, \rho'=0$ は，有意水準５％で棄却された[7)]。従って，iteration をおこなった所，$\hat{\rho}$ は 0.784，その標準偏差は 0.117，$\hat{\rho}'$ は0.520，その標準偏差は0.161 と成ったので，第二のケースとして，そのまま検定した。推定結果によれば，F 検定統計量は，1.42 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準５％で受容され，R^2 もきわめて良好であった。

ところで，調整係数 λ の推定値は，1.39 と成った。ここで，帰無仮説を $\lambda=1$ とし，対立仮説を $\lambda>1$ とすると，t 値は，3.61 と成り，片側検定より，$\lambda=1$ は，有意水準５％で棄却された。従って，過度反応的期待形成仮説が成立していることになり，適応的期待形成仮説は成立していないことになる。よって，(19) 式のラグ構造 (lag structure) は，正負に振動しながら収束することになるが，これは，不自然である。そこで，我々は，二種類のトレンドを含む適応的期待形成仮説を，後に提案することにする。

IV　二次適応的期待形成仮説

次に，二次適応的期待形成仮説及びその対立仮説は，以下の様に示される。

(23)　$_{t+4}\dot{y}^e_t = {}_t\dot{y}^e_{t-4} + \lambda_1(\dot{y}_t - {}_t\dot{y}^e_{t-4}) + \lambda_2(\dot{y}_{t-1} - {}_{t-1}\dot{y}^e_{t-5}) + \varepsilon_t$

(24)　$_{t+4}\dot{y}^e_t = \beta_0 + \beta_{1t}\dot{y}^e_{t-4} + \beta_{2t-1}\dot{y}^e_{t-5} + \beta_3\dot{y}_t + \beta_4\dot{y}_{t-1} + \varepsilon_t'$

---

5) 豊田〔4〕によれば，この命名は，L. R. Klien 教授に負うものである，とある。

6) 非確率的パートの無限等比級数，$\sum_{i=0}^{\infty}\lambda(1-\lambda)^i$ の収束条件は，$\lambda=0$ または $|(1-\lambda)|<1$，つまり $0\leqq\lambda<2$ と成り（なお，$\sum_{i=0}^{\infty}\lambda(1-\lambda)^i=1$），確率的パートの無限等比級数，$\sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda)^i$ の収束条件は，$|(1-\lambda)|<1$，つまり $0<\lambda<2$ と成る。従って，非確率的パート及び確率的パートの収束条件は，$0<\lambda<2$ と成る。

また，非確率的パートの無限等比数列，$\{\lambda(1-\lambda)^i\}(\lambda\neq0)$ の収束条件は，$-1<(1-\lambda)\leqq1$ つまり $0<\lambda<2$ と成り，$\lim_{i\to\infty}\lambda(1-\lambda)^i=0$ と成る。そして，確率的パートの無限等比数列，$\{(1-\lambda)^i\}$ の収束条件は，$-1<(1-\lambda)\leqq1$ つまり $0\leqq\lambda<2$ と成り，$\lim_{i\to\infty}(1-\lambda)^i=1(\lambda=0)$, $\lim_{i\to\infty}(1-\lambda)^i=0(0<\lambda<2)$ と成る。

7) 説明変数として，推定方程式が，従属変数の一期の遅れを有するケースにおいては，Durbin h 統計量を利用しなければならないことが，広く知られている。しかし，この研究においては，四期及び五期の遅れを有するので，DW を利用する。

すなわち，二次適応的期待形成仮説においては，期待所得が，一期遅れの実績値との乖離によっても修正されると考えるのである。よって，帰無仮説は，

(25)　$H_0: \beta_0=0,\ \beta_1+\beta_3=1,\ \beta_2+\beta_4=0$

と成る。*OLS* によると，制約のあるケースの *DW* は，1.48，ないケースの *DW* は，1.69 と成り，$\rho, \rho'=0$ は，有意水準1％で，判定不能に成った。そこで，iteration をおこなうと，$\hat{\rho}$ は，0.777，その標準偏差は，0.119，$\hat{\rho}'$ は，0.163，その標準偏差は，0.186 と成ったので，第二のケースとして，検定した。その結果，F 検定統計量は，814 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準1％で棄却された。従って，R^2 は，かなり良好ではあったものの，二次適応的期待形成仮説は，成立していないと結論する。

V　合理的期待形成仮説

代表的期待形成仮説の一つである合理的期待形成仮説は，以下の様に示される。

(26)　${}_{t+4}\dot{y}^e_t=E(\dot{y}_{t+4}\mid I_t)$

なお，$E(\cdot\mid I_t)$ は，t 期における Information Set, I_t の条件付き期待値を表わす。ここで，ε_t をホワイト・ノイズと仮定する。従って，合理的期待形成仮説は，(27)式によって，表現することができる。また，その対立仮説として，(28)式を想定する。

(27)　$\dot{y}_{t+4}={}_{t+4}\dot{y}^e_t+\varepsilon_{t+4}$

(28)　$\dot{y}_{t+4}=\alpha_0+\alpha_1{}_{t+4}\dot{y}^e_t+\varepsilon'_{t+4}$

故に，帰無仮説は，

(29)　$H_0:\ \alpha_0=0,\ \alpha_1=1$

と成る。

OLS より，制約のないケースの *DW* は，0.391 と成り，$\rho'=0$ は，有意水準1％で棄却された。よって，iteration をおこなった結果，$\hat{\rho}'$ は，0.713，その標準偏差は，0.133 と成り，ε_t はホワイト・ノイズであるので，第二のケースとして，そのまま検定した。推定結果から，F 検定統計量は，56.3 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準1％で棄却された。従って，合理的期待形成仮説も，成立していないと結論する[8]。

VI　トレンドを含む適応的期待形成仮説 (i)[9]

過度反応的期待形成仮説が成立していて，適応的期待形成仮説は成立していなかった。しかし，はたして，(19) 式に対応するラグ構造は，正負に振動しながら収束するのであろうか。この疑問に答える為に，期待所得が，コイック型分布ラグモデルのように，単に実績値との乖離によってのみ修正されるだけでなく，実績値のトレンド，あるいは，$\dot{y}_t$ から $\dot{y}_{t-3}$ までのトレンドによっても修正されると考える。即ち，

$${}_{t+4}\dot{y}^e_t={}_t\dot{y}^e_{t-4}+\lambda_1(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})+f(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})+\varepsilon_t$$

$$\begin{aligned}{}_{t+4}\dot{y}^e_t={}&{}_t\dot{y}^e_{t-4}+\lambda_1(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})+f_1(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-1})\\&+f_2(\dot{y}_{t-1}-\dot{y}_{t-2})+f_3(\dot{y}_{t-2}-\dot{y}_{t-3})\\&+f_4(\dot{y}_{t-3}-\dot{y}_{t-4})+\varepsilon_t\end{aligned}$$

ここで，f あるいは f_1，f_2，f_3，f_4 は，一般的な関数であるが，これらを，一次に近似すると，(30) 式あるいは (33) 式を得ることができる。

以上，我々は，二種類のトレンドを含む適応的期待形成仮説を，本節及び次節において提案する。ここで，前者を第一のケース，後者を第二のケースとすると，第一のケース及びその対立仮説は，以下の様に示される。

(30)　$$\begin{aligned}{}_{t+4}\dot{y}^e_t={}&c+{}_t\dot{y}^e_{t-4}+\lambda_1(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})\\&+\lambda_2(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})+\varepsilon_t\end{aligned}$$

(31)　$$\begin{aligned}{}_{t+4}\dot{y}^e_t={}&\alpha_0+\alpha_1{}_t\dot{y}^e_{t-4}+\alpha_2\dot{y}_t\\&+\alpha_3(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})+\varepsilon'_t\end{aligned}$$

従って，帰無仮説は，

(32)　$H_0:\ \alpha_1+\alpha_2=1$

と成る。

まず，*OLS* によれば，制約のあるケースの *DW* は，0.898，ないケースの *DW* は，0.993 と成り，$\rho, \rho'=0$は，有意水準1％で棄却された。従って，iteration をおこなった所，$\hat{\rho}$ は，

8) なお，Pesando〔2〕は，期待インフレ率について，チャウ検定により，合理的期待形成仮説の検定をおこなった。

9) 以下は，永田助教授の示唆に多くを負っている。

0.558，その標準偏差は，0.157，$\hat{\rho}'$ は，0.420，その標準偏差は，0.171と成ったので，第三のケースとして，$\rho, \rho'=0.489$ と仮定して，推定をやり直し，検定した。推定結果によれば，F検定統計量は，1.64と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準5％で受容され，R^2 も，きわめて良好であった。

ここで，調整係数 λ_1 の推定値は，1.86と成った。今，帰無仮説を $\lambda_1=1$ とし，対立仮説を $\lambda_1>1$ とすると，t値は6.06と成り，片側検定より，$\lambda_1=1$ は，有意水準5％で棄却された。従って，トレンドを除いたラグ構造は，正負に振動しながら収束することになるが，これも，不自然である。

VII　トレンドを含む適応的期待形成仮説 (ii)

次に，第二のケース及びその対立仮説は，以下の様に示される。

$$(33)\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = c + {}_t\dot{y}^e_{t-4} + \lambda_1(\dot{y}_t - {}_t\dot{y}^e_{t-4}) + \lambda_2(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}) + \lambda_3(\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-2}) + \lambda_4(\dot{y}_{t-2} - \dot{y}_{t-3}) + \lambda_5(\dot{y}_{t-3} - \dot{y}_{t-4}) + \varepsilon_t$$

$$(34)\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = \beta_0 + \beta_{1t}\dot{y}^e_{t-4} + \beta_2\dot{y}_t + \beta_3(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}) + \beta_4(\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-2}) + \beta_5(\dot{y}_{t-2} - \dot{y}_{t-3}) + \beta_6(\dot{y}_{t-3} - \dot{y}_{t-4}) + \varepsilon'_t$$

よって，帰無仮説は，

$$(35)\quad H_0:\ \beta_1+\beta_2=1$$

と成る。

OLS によると，制約のあるケースの *DW* は，0.872，ないケースの *DW* は，1.32と成った。そこで，iteration をおこなうと，$\hat{\rho}$ は0.692，その標準偏差は0.136，$\hat{\rho}'$ は0.388，その標準偏差は1.74と成ったので，asymptotic F 検定として，そのまま検定した。その結果，F検定統計量は，6.30と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準1％で受容され，R^2 もきわめて良好であった。

さらに，調整係数 λ_1 の推定値は，0.478と成り，帰無仮説を $\lambda_1=1$，対立仮説を $\lambda_1<1$ とすると，t値は−3.02と成ったので，片側検定より，$\lambda_1=1$ は，有意水準5％で棄却された。従って，トレンドを除いたラグ構造は，幾何級数的に，単調に収束することになるという，満足すべき結論が得られた。

そして，$\rho_{-1}=0$ は，有意水準5％で受容され，パラメーターのt値も，すべて，有意水準1％で有意であった。従って，我々は，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (ii) は，成立していると結論する。

表1　期待形成仮説の推定結果

I　外挿的期待形成仮説 (i)

$$(12')\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = \dot{y}_t + \underset{(0.992)}{0.111}(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-4})$$

alternative　$R^2=0.731$　$\rho=0.759$
$DW=0.938$　$SSR=0.00437$

$$(13')\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = \underset{(1.33)}{0.0215} + \underset{(3.61)}{0.678}\dot{y}_t + \underset{(1.86)}{0.266}(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-4})$$

$R^2=0.728$　$\rho'=0.759$
$DW=1.11$　$SSR'=0.00391$

II　外挿的期待形成仮説 (ii)

$$(15')\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = \dot{y}_t + \underset{(51.7)}{0.754}(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}) + \underset{(38.6)}{0.528}(\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-2}) + \underset{(19.9)}{0.269}(\dot{y}_{t-2} - \dot{y}_{t-3}) - \underset{(-0.459)}{0.00648}(\dot{y}_{t-3} - \dot{y}_{t-4})$$

alternative　$R^2=0.998$　$\hat{\rho}=0.991(0.0251)$
$DW=1.94$　$SSR=0.0000254$

$$(16')\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t = -\underset{(-3.31)}{0.00276} + \underset{(95.8)}{0.987}\dot{y}_t + \underset{(47.1)}{0.754}(\dot{y}_t - \dot{y}_{t-1}) + \underset{(38.1)}{0.536}(\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-2}) + \underset{(19.5)}{0.276}(\dot{y}_{t-2} - \dot{y}_{t-3})$$

$+0.00663(\dot{y}_{t-3}-\dot{y}_{t-4})$

(0.391)

$R^2=0.998 \quad \hat{\rho}'=0.668(0.141)$

$DW=1.89 \quad SSR'=0.0000220$

III　コイック型分布ラグモデル

(19′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t={}_t\dot{y}^e_{t-4}+1.39(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})$

(12.9)

alternative $\quad R^2=0.965 \quad \hat{\rho}=0.784(0.117)$

$DW=1.17 \quad SSR=0.00299$

(20′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t=0.00785-0.545{}_t\dot{y}^e_{t-4}+1.34\dot{y}_t$

$(1.21) \quad (-5.98) \quad (13.2)$

$R^2=0.894 \quad \hat{\rho}'=0.520(0.161)$

$DW=1.25 \quad SSR'=0.00269$

IV　二次適応的期待形成仮説

(23′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t={}_t\dot{y}^e_{t-4}+1.59(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})-0.307(\dot{y}_{t-1}-{}_{t-1}\dot{y}^e_{t-5})$

$(12.9) \quad (-2.62)$

alternative $\quad R^2=0.972 \quad \hat{\rho}=0.777(0.119)$

$DW=1.78 \quad SSR=0.00237$

(24′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t=0.00210+1.06{}_t\dot{y}^e_{t-4}+0.00145{}_{t-1}\dot{y}^e_{t-5}+4.14\dot{y}_t-4.22\dot{y}_{t-1}$

$(5.15) \quad (25.1) \quad (0.0992) \quad (81.6)(-52.7)$

$R^2=0.999 \quad \hat{\rho}'=0.163(0.186)$

$DW=1.85 \quad SSR'=0.0000221$

V　合理的期待形成仮説

(27′) $\quad SSR=0.0240$

(28′) $\quad \dot{y}_{t+4}=0.0235+0.532{}_{t+4}\dot{y}^e_t$

$(2.10) \quad (4.47)$

$R^2=0.614 \quad \hat{\rho}'=0.713(0.133)$

$DW=0.854 \quad SSR'=0.00451$

VI　トレンドを含む適応的期待形成仮説 (i)

(30′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t=-0.00871+{}_t\dot{y}^e_{t-4}+1.86(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})-0.382(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})$

$(-2.43) \quad (13.1) \quad (-3.34)$

$R^2=0.930 \quad \rho=0.489$

$DW=1.34 \quad SSR=0.00240$

(31′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t=-0.000707-0.810{}_t\dot{y}^e_{t-4}+1.70\dot{y}_t-0.298(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-4})$

$(-0.0984)(-5.62) \quad (9.17)(-2.29)$

$R^2=0.917 \quad \rho'=0.489$

$DW=1.43 \quad SSR'=0.00224$

VII　トレンドを含む適応的期待形成仮説 (ii)

(33′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t=-0.00161+{}_t\dot{y}^e_{t-4}+0.478(\dot{y}_t-{}_t\dot{y}^e_{t-4})+0.902(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-1})+0.804(\dot{y}_{t-1}-\dot{y}_{t-2})$

$(-2.08) \quad (2.77) \quad (18.8) \quad (8.96)$

$+0.652(\dot{y}_{t-2}-\dot{y}_{t-3})+0.509(\dot{y}_{t-3}-\dot{y}_{t-4})$

$(5.19) \quad (2.99)$

$R^2=0.999 \quad \hat{\rho}=0.692(0.136)$

$DW=1.94 \quad SSR=0.0000172$

(34′) $\quad {}_{t+4}\dot{y}^e_t=0.000294+0.659{}_t\dot{y}^e_{t-4}+0.321\dot{y}_t+0.928(\dot{y}_t-\dot{y}_{t-1})+0.877(\dot{y}_{t-1}-\dot{y}_{t-2})$

$(0.365) \quad (4.53) \quad (2.19) \quad (22.9) \quad (11.6)$

$+0.755(\dot{y}_{t-2}-\dot{y}_{t-3})+0.660(\dot{y}_{t-3}-\dot{y}_{t-4})$

$(7.11) \quad (4.61)$

$R^2=0.999 \quad \hat{\rho}'=0.388(1.74)$

$DW=1.90 \quad SSR'=0.0000132$

なお，（　）内はパラメーターの t 値，R^2 は決定係数，alternative R^2 は代替的な決定係数，$\hat{\rho}$ は制約のあるケースの系列相関係数の推定値，$\hat{\rho}'$ は制約のないケースの系列相関係数の推定値，$\hat{\rho}$ の（　）内は $\hat{\rho}$ の標準偏差，$\hat{\rho}'$ の（　）内は $\hat{\rho}'$ の標準偏差，DW は Durbin＝Watson 統計量，SSR は制約のあるケースの残差平方和，SSR' は制約のないケースの残差平方和を各々表わす。

4. 結　　論

F 検定によって受容された期待形成仮説は，外挿的期待形成仮説 (i) 及び (ii)，過度反応的期待形成仮説，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (i) 及び (ii) であった。

ところで，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (i) は，外挿的期待形成仮説 (i) 及び過度反応的期待形成仮説の，そして，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (ii) は，外挿的期待形成仮説 (ii) の nested hypothesis に各々成っている。従って，外挿的期待形成仮説 (i) の対立仮説として，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (i) を想定すると，帰無仮説 H_0 は，H_0: $c=0$, $\lambda_1=1$ と成る。推定結果によれば，F 検定統計量は，10.3 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準 1 ％で棄却された。従って，外挿的期待形成仮説 (i) は，成立していないと結論される。また，外挿的期待形成仮説 (ii) の対立仮説として，トレンドを含む適応期待形成仮説 (ii) を想定すると，帰無仮説 H_0 は，H_0: $c=0$, $\lambda_1=1$ と成る。その結果，F 検定統計量は，5.24 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準 5 ％で，棄却された。従って，外挿的期待形成仮説 (ii) も成立していないと結論される。しかし，過度反応的期待形成仮説の対立仮説として，トレンドを含む適応的期待形成仮説を想定したが，F 検定統計量は，3.07 と成り，帰無仮説 H_0 は，有意水準 5 ％で受容された。なお，帰無仮説 H_0 は，H_0: $c=0$, $\lambda_2=0$ である。従って，過度反応的期待形成仮説は，依然成立している。しかし，そこにおいては，(19) 式におけるラグ構造が，正負に振動しながら収束する。また，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (i) においても，トレンドを除いたラグ構造は，正負に振動しながら収束する。しかし，これらは，ラグ構造が単調に収束するという「直観」からして，いかにも不自然である。よって，我々は，これらの期待形成仮説を，退けることにする。

ところで，トレンドを含む外挿的期待形成仮説 (ii) は，以下の様に書き換えることができる。

$$(36)\quad {}_{t+4}\dot{y}_t^e=(\frac{\lambda_1}{4}+\lambda_2)\,\dot{y}_t+\sum_{i=0}^{\infty}(1-\lambda_1)^i[c+(\frac{\lambda_1}{4}-\lambda_2+\lambda_3)\,L^{1+4i}\dot{y}_t+(\frac{\lambda_1}{4}-\lambda_3+\lambda_4)\,L^{2+4i}\dot{y}_t+(\frac{\lambda_1}{4}-\lambda_4+\lambda_5)\,L^{3+4i}\dot{y}_t+\{(1-\lambda_1)(\frac{\lambda_1}{4}+\lambda_2)-\lambda_5\}L^{4(1+i)}\dot{y}_t+\varepsilon_t]$$

なお，L は，ラグ・オペレーターを表わす。ここで，λ_1 から λ_5 までの推定値を上式に代入すると，定数項を除いた非確率的パートのウエイトの推定値は，以下の様に成った。

$i=0$	1.02	$i=1$	0.0215
$i=2$	−0.0325	$i=3$	−0.0235
$i=4$	0.0242	$i=5$	−0.0112
$i=6$	−0.0170	$i=7$	−0.0123 …

つまり，トレンドを除いたラグ構造は，幾可級数的に単調に収束するが，トレンドを含むウエイトの推定値は，今期については，ほぼ 1，過去については，ほぼ 0 と成ったのである。

ここで，真のラグ構造を知る為に，一般的な分布ラグモデルを推定してみることは，興味深い。しかし，時系列データに特有の強い多重共線性によって，一般的には，それを推定することは難しい。そこで，次善の策として，滑らかなラグ構造を有する（つまり，ウエイトが，ラグ期間についての比較的低次の多項式によって表現される）アーモン型分布ラグモデルを推定することにする。なお，OLS によると，第 1 のケース（つまり，ラグ期間が 21 四半期）の

DW は，1.68，第2のケース（つまり，ラグ期間が13四半期）の DW は，1.77と成ったので，Cochrane＝Orcutt の反復法をおこなった。

推定結果によれば，今期のウエイトの t 値は，有意水準1％で，きわめて有意であることが，ケース1，及び，特にケース2において，明らかと成った。そして，今期のウエイトの推定値は，ほぼ1と成り，過去のウエイトの推定値は，ほぼ0と成ることも，両方のケースにおいて，明らかと成った。

よって，アーモン型分布ラグモデルのラグ構造とトレンドを含む適応的期待形成仮説 (ii) のラグ構造は，ほとんど同じであることが分かった。

従って，パラメーターについての t 値，及び R^2 を考慮した上で，我々が提案する，トレンドを含む適応的期待形成仮説 (ii) が，最も妥当であると結論する。

なお，昭和47年第四半期から，昭和48年第四半期までを0，昭和49年第1四半期から昭和54年第2四半期までを1とする，いわゆる政策転換ダミーを含む推定方程式を，各々の期待形成仮説について，推定した。その結果，①符号条件は満たされたが，t 値が，有意水準5％で有意でなかったケースは，I, III, IV, V，② t 値は，有意水準1％で有意であったが，符号条件が満たされなかったケースは，VII，③符号条件も満たされず，t 値も，有意水準5％で有意でなかったケースは，II, VI であった。つまり，符号条件も満たされ，t 値も有意である期待形成仮説は，存在しなかった。

終わりに，残された問題として，恒常所得と期待所得の関係が考えられるが，これは，今後の課題とする。

表2 アーモン型分布ラグモデルの推定結果

1 ケース1

推定期間：昭和47年第3四半期～昭和54年第2四半期
ラグ期間：21四半期
制　　約：6次多項式

$${}_{t+4}\dot{y}_t^e=\sum_{i=0}^{20}\alpha_i\dot{y}_{t-i}+\varepsilon_t$$

$R^2=0.999$　　$\hat{\rho}=0.147$　　$DW=1.84$

$\alpha_0=0.839(34.5)$	$\alpha_{11}=-0.0228(-2.01)$
$\alpha_1=0.248(26.1)$	$\alpha_{12}=-0.0203(-1.31)$
$\alpha_2=-0.00441(-0.342)$	$\alpha_{13}=-0.00810(-0.416)$
$\alpha_3=-0.0720(-9.08)$	$\alpha_{14}=0.00771(0.322)$
$\alpha_4=-0.0554(-12.1)$	$\alpha_{15}=0.0185(0.621)$
$\alpha_5=-0.0160(-2.50)$	$\alpha_{16}=0.0162(0.441)$
$\alpha_6=0.0148(2.31)$	$\alpha_{17}=-0.00216(-0.0497)$
$\alpha_7=0.0260(7.28)$	$\alpha_{18}=-0.0278(-0.547)$
$\alpha_8=0.0191(5.82)$	$\alpha_{19}=-0.0339(-0.547)$
$\alpha_9=0.00251(0.521)$	$\alpha_{20}=0.357(0.527)$
$\alpha_{10}=-0.0140(-1.90)$	

2 ケース2

推定期間：昭和47年第3四半期～昭和54年第2四半期
ラグ期間：13四半期
制　　約：6次多項式

$${}_{t+4}\dot{y}_t^e=\sum_{i=0}^{12}\beta_i\dot{y}_{t-i}+u_t$$

$R^2=0.999$　　$\hat{\rho}=0.329$　　$DW=1.85$

$\beta_0=0.980(52.0)$	$\beta_7=-0.0232(-1.26)$

$\beta_1=0.0952(4.98)$
$\beta_2=-0.0731(-7.59)$
$\beta_3=-0.0274(-2.97)$
$\beta_4=0.0172(2.56)$
$\beta_5=0.0128(2.18)$
$\beta_6=-0.0133(-1.22)$
$\beta_8=-0.00458(-0.182)$
$\beta_9=0.0200(0.608)$
$\beta_{10}=0.0134(0.321)$
$\beta_{11}=-0.0302(-0.648)$
$\beta_{12}=-0.00942(-0.182)$

なお，(　) 内はパラメーターの t 値を表わす。

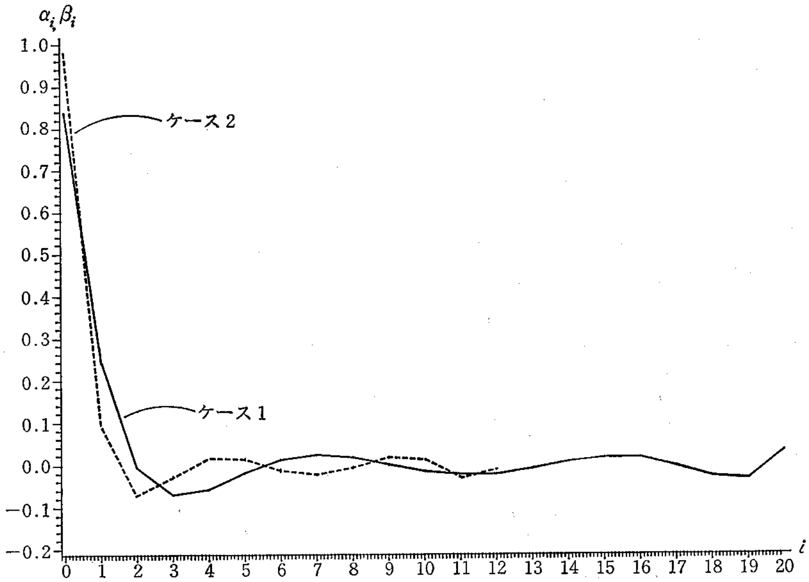


図2　アーモン型分布ラグモデルのラグ構造

参考文献

〔1〕 Carlson, J. A., and M. Parkin, "Inflation Expectations," *Economica* 42 (May, 1975): 123–38.

〔2〕 Pesando, J. E., "A Note on Rationality of the Livingston Price Expectations," *Journal of Political Economy* 83 (August, 1975): 849–58.

〔3〕 Turnovsky, S. J, "Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations," *Journal of American Statistical Associations* 65 (December, 1970): 1441–54.

〔4〕 豊田利久「大インフレーション期における期待の形成」，『季刊　理論経済学』第30巻第3号，1979年。